



L'IMPACT DES CHANGEMENTS DE MÉTHODES COMPTABLES SUR LES RENTABILITES BOURSIERES

François Aubert

► To cite this version:

François Aubert. L'IMPACT DES CHANGEMENTS DE MÉTHODES COMPTABLES SUR LES RENTABILITES BOURSIERES. Comptabilité et Connaissances, May 2005, France. pp.CD-Rom. halshs-00581111

HAL Id: halshs-00581111

<https://shs.hal.science/halshs-00581111>

Submitted on 30 Mar 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

L'IMPACT DES CHANGEMENTS DE MÉTHODES COMPTABLES SUR LES RENTABILITES BOURSIERES

François AUBERT, Attaché Temporaire d'Enseignement et de Recherche
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Auvergne Clermont 1
Bd François Mitterrand – BP 54, 63002 Clermont-Ferrand Cedex
Tel : 04.73.17.76.05. Courriel : Francois.Aubert@ecogestion.u-clermont1.fr

Résumé :

Les changements de méthodes comptables et les principales latitudes discrétionnaires dont bénéficient les dirigeants visent à biaiser la présentation des états financiers. En vertu des apports de l'efficience des marchés de capitaux et de la théorie de la rationalité, les investisseurs financiers sont en mesure de corriger les résultats comptables des manipulations dont ils peuvent faire l'objet. Pour les partisans de l'inefficience, les opérateurs sont systématiquement trompés par les changements de procédures comptables et les manipulations discrétionnaires exercées, phénomène qui se traduit par une réaction biaisée. Cet article propose dans un premier temps de présenter un descriptif des principaux changements de méthodes comptables opérés par les firmes de l'indice SBF 250 sur la période (1996-2001). Dans un second temps, notre recherche mesure la réaction du marché français en utilisant la méthodologie des études d'événements pour observer si les investisseurs sont conscients des changements de procédures altérant la substance des états financiers. Nos résultats empiriques valident l'hypothèse informative des manipulations. Mots clés : étude événementielle, changements de méthodes comptables, réaction des investisseurs, rentabilités anormales, efficience informationnelle

Abstract :

Accounting method changes and discretionary accounting choices aim to mislead financial statements releases. According to efficient capital markets hypothesis and rational expectations, financial investors are able to detect accounting manipulations and estimate efficiently the real net earnings. For the academics whom defend inefficiency, market participants are systematically misled by changes in accounting procedures and discretionary manipulations applied. This case appears as a biased reaction of the market according to the "functional fixation" hypothesis. This paper focuses on, in the first time, the detailed inventory and descriptive statistics of accounting method changes chosen by SBF 250 listed firms. Secondly, our study exhibits the security returns reaction at changes in accounting procedures disclosures through the event study methodology for finding out whether investors are aware of these practices. Our empirical results show informative hypothesis of accounting changes.

Key words : event study methodology, accounting method changes, investors' reaction, abnormal returns, informational efficiency

Introduction

Les états financiers constituent un des éléments essentiels de la communication financière. Ils restituent la situation financière de l'entreprise (ratio d'endettement), le résultat net et le cash-flow. Cependant, la théorie positive de la comptabilité énoncée par Watts et Zimmerman (1986) postule que les dirigeants sont incités à manipuler les résultats dans le temps (i.e., d'un exercice sur l'autre) afin qu'ils puissent optimiser leur rémunération, respecter les contraintes imposées par les clauses limitatives incluses dans les contrats de prêt (debt covenants) et baisser les coûts politiques.

Les manipulations comptables altèrent la substance des états financiers. Comme le soulignent Stolowy et Breton (2003), ces *manipulations* recouvrent plusieurs concepts comme la *gestion des résultats* (earnings management hypothesis), le *lissage des résultats* (income smoothing), la *comptabilité créative* (creative accounting), l'*habillage des bilans* (window dressing) ou la *comptabilité du grand bain* (big bath accounting). Toutes ces techniques permettent aux dirigeants, de manière opportuniste, de maximiser leur propre utilité au détriment des actionnaires dans une relation d'agence. L'analyse des *accruals discrétionnaires* et des *working capital accruals* a supplanté l'analyse des choix comptables depuis une vingtaine d'années (Healy, 1985).

L'objet de cet article s'attache à observer si les investisseurs ont conscience des manipulations comptables et si celles-ci les incitent réagir à la date de publication des comptes. Si l'information contenue dans les états financiers est utile aux investisseurs, comme l'est le résultat net (Ball et Brown, 1968 ; Beaver, 1968 ; Gajewski et Quéré, 2001), certains choix comptables véhiculant un contenu informatif substantiel sont censés faire réagir le marché. Conformément à l'hypothèse des marchés efficients sous sa forme semi-forte et à la théorie des anticipations rationnelles, seule la fraction non anticipée des informations engendre des mouvements anormaux de cours, à condition toutefois que ces informations soient suffisamment pertinentes.

En ce qui concerne l'annonce des résultats annuels, l'*erreur de prévision* représente l'écart entre le résultat annoncé et son anticipation. En revanche, lors de la publication des états financiers complets, un ensemble d'informations fourmille en annexes et peut faire réagir les cours. Les principales informations attachées aux principes comptables non anticipées suffisamment intelligibles et pertinentes divulguées à cette date sont les changements de méthodes comptables¹. De surcroît, ces changements sont perçus soit comme des manipulations *opportunistes* ou comme un *signal* des perspectives futures adressées par les dirigeants. Selon cette logique, les manipulations permettent aux investisseurs d'apprécier la valorisation de l'entreprise et contribuent à renforcer la qualité de l'information financière des entreprises (Dumontier, 2003).

Dans une première partie, nous allons présenter une revue de la littérature qui analysait les relations entre les changements de méthodes comptables et la réaction des cours. Dans un second point, nous présentons la méthodologie de recherche et les données recueillies. Nous exposons ensuite un inventaire et les statistiques descriptives des changements de méthodes

opérées par les firmes du SBF 250 sur la période boursière 1997-2001 avant d'exposer les résultats de l'*étude événementielle* et du modèle économétrique.

2.La synthèse des résultats relatifs à l'impact des changements de méthodes comptables sur la variation des cours

Les principales études qui ont analysé l'impact des changements comptables sur les rendements boursiers² ont opposé tantôt les tenants de l'efficience et de la rationalité tantôt les tenants de l'irrationalité. En effet, les partisans de l'efficience avancent le fait que si les agents sont rationnels et suffisamment informés, ils sont en mesure de corriger les résultats des manipulations dont ils peuvent faire l'objet. Ainsi, dans l'univers du *MEDAF*, les changements ne provoquent pas la survenance d'une rentabilité anormale statistiquement significative. Cette hypothèse a été appelée l'hypothèse « pas d'effets ».

Au contraire, selon l'hypothèse de *fixation fonctionnelle*, les investisseurs sont systématiquement leurrés par les changements de méthodes comptables qui viennent biaiser les résultats. Les investisseurs ne se focalisent que sur le résultat et ne s'intéressent pas aux choix qu'ils sous-tendent. Ainsi, un changement haussier (baissier) correspond à une bonne (mauvaise) nouvelle et devrait engendrer une rentabilité anormale positive (négative). Une relation positive entre la réaction des cours et le changement de méthode est espérée. Cette hypothèse est dénommée l'« hypothèse mécanique »³ ou l'hypothèse de « fixation fonctionnelle » (Ball, 1972). Elle prédit donc que le changement engendre une réaction des prix de même signe et de même ampleur que le changement impactant le résultat net. Cette hypothèse s'appuie sur la conception de l'investisseur *naïf*.

La première étude de Kaplan et Roll (1972) s'évertuait à analyser deux changements de méthodes lors de l'exercice 1974 (i.e., la comptabilisation des crédits d'impôts d'investissements (275) et le passage du mode dégressif vers le mode linéaire (57)). Seul le premier changement cité induit une réaction significative de la rentabilité anormale la semaine au cours de laquelle le changement se produit (+1.18%). Leurs résultats valident partiellement l'hypothèse de fixation fonctionnelle en ce qui concerne le premier changement (i.e., crédit d'impôts) et l'hypothèse de l'efficience en ce qui concerne le changement de modalité d'amortissement des actifs. Ces résultats controversés ont fait l'objet de critiques portant sur le choix de la date d'événement. Kaplan et Roll (1972), comme beaucoup de leurs collègues, ont pris comme date du changement, la date d'annonce des résultats annuels concernés par le changement de méthode. Ils observent de surcroît que les firmes qui changent de méthodes ont des performances à moyen terme plus faibles que les autres entreprises. Leur rentabilité anormale hebdomadaire cumulée tombe à -7% sur la fenêtre [-1 ; +29], 0 étant la semaine de divulgation du changement.

Certains changements cosmétiques, comme les dépréciations de goodwill ou la participation des salariés, n'ont aucun impact sur le cash-flow. Les autres changements affectent le cash-flow *via* l'économie ou le supplément de charge d'impôts sur les bénéfices accompagnant le

changement de méthode. Ball (1972) montre que les investisseurs distinguent les changements impactant le cash-flow de ceux affectant seulement le bénéfice net. Les études de Sunder (1973 ; 1975) analysent l'adoption de la méthode FIFO au lieu de LIFO qui est censée réduire le résultat actuel. Les opérateurs semblent considérer les changements de méthodes ni comme des manipulations *opportunistes* ni comme un vecteur de *signalisation* des perspectives futures de la firme. Simplement, les investisseurs sont *fixés* sur le résultat rapporté et toute manipulation haussière (baissière) est considérée comme une bonne (mauvaise) nouvelle. Les investisseurs sont indifférents à la méthode comptable adoptée et retenue. Sunder observe une hausse significative de 4.7% de la rentabilité anormale des 118 firmes qui adoptent la norme LIFO le mois d'annonce. Ricks (1982) observe une réaction significative des prix le mois du changement de méthode LIFO en 1974. Les études de Morse et Richardson (1983) ou Dye (1990) observent que les changements provoquent une réaction significative des cours.

Firth (1981) observe également sur le marché nord-américain une réaction significative des cours à la date de publications des rapports financiers. *A contrario*, en France, Elleuch (2003) observe que le marché réagit lors de l'annonce des résultats semestriels et annuels, mais qu'aucune réaction ne se produit lors de la publication des états financiers, ceux-ci ayant un rôle *confirmatoire*. Rippington et Taffler (1995) montrent, à l'instar d'Elleuch, que parmi quatre événements financiers étudiés, la publication des états financiers n'a aucune incidence sur les rendements boursiers, leur contenu étant largement anticipé, contrairement aux informations comptables annuelles et intermédiaires.

Chung, Prak et Ro (1996) découvrent une réaction positive (négative) pour les firmes qui se différencient (rapprochent) des pratiques sectorielles en changeant leurs procédures comptables. Ils observent une réaction des cours significative entre ces divers changements, notamment pour ce qui concerne la valorisation des stocks à l'inventaire et les dépréciations. Cette tendance est plus forte pour les résultats manipulés à la hausse que les résultats qui sont détériorés. Ainsi, les investisseurs ne semblent pas considérer les manipulations haussières (baissières) comme des bonnes (mauvaises) nouvelles. Les changements ont un contenu informatif car le marché réagit positivement (négativement) même si le changement diminue (améliore) le résultat.

Dumontier et Elleuch (2002) observent sur le marché français à partir de 136 dates d'annonces de résultats et de publication d'états financiers que les investisseurs sont suffisamment compétents et informés lorsqu'ils disposent de l'ensemble des informations véhiculées par les comptes consolidés pour réagir aux manipulations comptables et que celles-ci ont un contenu informatif. Ainsi, leurs travaux soulignent que les rentabilités anormales observées lors de la publication des rapports financiers au *B.A.L.O.* sont positivement associées aux *accruals discrétionnaires*¹. Cependant seule la gestion des *accruals* visant à réduire les résultats actuels [i.e., qui est assimilée à une mauvaise nouvelle] représentant un signal négatif quant aux bénéfices futurs font réagir à la baisse le marché. La gestion des résultats à la hausse ne semble toutefois pas produire de réaction particulière étant en l'espèce ni considérée comme opportuniste ni ne disposer de contenu informationnel. Ceci

¹ DUMONTIER P. and ELLEUCH S. (2002), « How does the French stock market react to discretionary accruals », 25th Annual Congress of the European Accounting Association, Copenhagen Business School, Denmark, p. 1 –20.

confirmerait que les manipulations positivement associées à la réaction du marché tendent à améliorer la communication financière des firmes, les *accruals discrétionnaires* et ses composantes ayant un contenu informatif spécifique, obligeant les investisseurs à être plus attentifs en se portant acquéreurs d'information complémentaire.

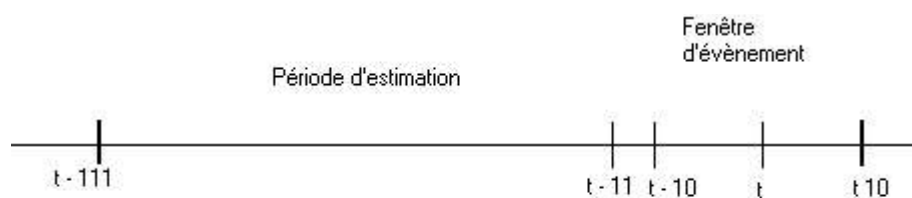
3. La méthodologie de l'étude empirique

La première phase de notre étude empirique consiste en une étude événementielle à la date de publication des états financiers. En effet, le calendrier boursier impose la présentation des résultats annuels et la publication des états financiers au B.A.L.O. (Bulletin des Annonces Légales et Obligatoires). C'est à l'occasion du second événement que sont publiés les états financiers complets dans lesquels sont exposés les principes comptables appliqués par les groupes. L'annonce des résultats annuels comporte l'annonce du chiffre d'affaires, du cash-flow, du ratio d'endettement, du résultat net [i.e., RNPG] et parfois le dividende qui sera alloué aux actionnaires. Ainsi, si les changements de méthodes repérés lors de la phase de collecte ont un contenu informatif, des mouvements anormaux de cours doivent être observés.

3.1. La composition de l'échantillon, des données et l'identification de la date d'évènement

Les firmes de l'échantillon sont composées de 120 entreprises tirées aléatoirement au sein de l'indice SBF 250 de la Bourse de Paris sur la période 1997-2001. Les états financiers consolidés proviennent des informations financières contenues dans les rapports annuels de chaque firme des exercices 1996 à 2000.

Les changements de méthodes comptables sont donc mentionnés dans les états financiers et les investisseurs peuvent en prendre connaissance lors de la publication des comptes au B.A.L.O.⁴. La date de publication des états financiers au B.A.L.O. est donc considérée comme la date d'évènement. Dans les deux cas exploitables (Esso, 1997 et Guyenne et Gascogne, 1997) où les changements de méthodes ont été divulgués dès la date d'annonce des résultats annuels sans attendre la publication des états financiers détaillés. Ces annonces ont été extraites de la base de données Reuters Briefing Business. Nous avons retenu dans l'échantillon final 506 dates de publication des états financiers sur 1997 – 2001.



La période d'estimation comprend 100 séances de bourse précédant le $k-10^{ème}$ jour précédant l'événement. La fenêtre d'événement comprend 21 jours boursiers, 10 avant et 10 après, 0 étant le jour de publication des états financiers.

Tableau 1 : Nombre final d'évènements : nombre de jours de publication des états financiers

Nombre d'évènements d'annonces de résultats (RBB) et de publication des états financiers (BALO)	
Nombre de jours d'évènements	
Année boursière	B.A.L.O.
1997	87
1998	90
1999	102
2000	114
2001	113
Total	506
Données écartées	0
ECHANTILLON FINAL	506

3.2.L'estimation des rentabilités anormales : le modèle de marché

La rentabilité anormale de chaque firme estimée en série temporelle correspond à la rentabilité en excès provoquée par la survenance d'un événement particulier. Elle correspond à la différence entre la rentabilité « réelle » [i.e., observée] et la rentabilité théorique qui aurait dû se produire en l'absence d'événement. Le différentiel est appelé aussi « résidu ». Il reflète cette rentabilité anormale engendrée par l'arrivée sur le marché d'une information non anticipée. Cette rentabilité théorique est estimée par régression en série temporelle estimée sur la période d'estimation afin que les paramètres du modèle ne soit affectés par la survenance de l'événement [-111 ;-11].

$$E(R_{i,t}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \cdot E(R_{m,t}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

avec : α_i et β_i sont les estimations des paramètres du modèle de marché calculées selon la méthode des moindres carrés ordinaires MCO,

$E(R_{i,t})$ est la rentabilité théorique espérée du titre i en t (jour t),

$R_{m,t}$ est la rentabilité de l'indice de marché SBF 250 en t,

ε_i le terme d'erreur du modèle

3.3. La validation des tests sur les résidus du modèle de marché

Nous devons vérifier, pour valider l'utilisation du modèle de marché dans l'optique de déterminer les rentabilités anormales, plusieurs hypothèses concernant les résidus, les termes d'erreur ε_t , avant de procéder aux tests statistiques. A savoir, les hypothèses d'*homoscédasticité*, de *non-autocorrélation* ou d'*indépendance* des résidus et de *normalité* de la distribution des résidus. Tous sont des tests effectués en série temporelle, sur les 100 jours de la *période d'estimation* des paramètres [-111 ; -11], titre par titre pour chacun des 506 événements étudiés. Les résidus sont des bruits blancs dont les propriétés stochastiques sont l'espérance nulle $E(\varepsilon_t) = 0$ et la variance constante au cours du temps $V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2(\varepsilon_t) \forall t$. Pour l'ensemble des observations, l'hypothèse nulle d'homoscédasticité H_0 est vérifiée dans 455 cas (89,92%).

Le test de Ljung et Box permet de déterminer quant à lui des autocorrélations d'ordre supérieur à $k=1$. Nous pouvons remarquer, pour l'ensemble de l'échantillon de 506 observations, que l'hypothèse nulle H_0 est vérifiée dans 85,57% des cas (433 observations). Les résultats ont montré que 73 cas (14,43%) présentent des autocorrélations d'erreurs allant de un jusqu'à cinq ($k=5$). L'hypothèse d'indépendance des résidus doit être vérifiée pour procéder aux tests statistiques.

Pour corriger l'hétéroscédasticité et la présence d'autocorrélation, nous avons corrigé le modèle en intégrant une variable *MA(1)* [i.e., modèle moyenne mobile d'ordre un] ou *AR(1)* [i.e., modèle autorégressif d'ordre un]. Ce modèle autorégressif conditionnellement hétéroscédastique permet de corriger cette non-linéarité en tenant compte de l'hétéroscédasticité des erreurs.

L'application du test de *Jarque-Bera* permet de montrer que les résidus du modèle de marché se départissent d'une distribution normale dans 64,23% des cas (325 observations), rejetant alors l'hypothèse nulle H_0 . Ce résultat confirme les conclusions de Brown et Warner (1985), ou de Berry, Gallinger et Henderson (1990), à savoir la non normalité des rendements anormaux. De même, sur le marché français, les résultats de Elleuch (2001) rejettent l'hypothèse de normalité des résidus du modèle de marché dans 56,32% des cas⁵.

Les coefficients β sont statistiquement significatifs au seuil de 1% dans 93,28% des cas (472 cas).

3.4. Les tests statistiques

Une fois la réaction du marché évaluée nous devons procéder à des tests paramétriques et non paramétriques pour vérifier si la réaction moyenne des rentabilités anormales est significativement différente de zéro. Les tests basés sur le signe de la rentabilité anormale car le caractère favorable ou défavorable de l'information non anticipée n'est pas connu. Nous allons donc fonder nos tests sur l'étude de la volatilité des résidus autour de l'événement qui devrait être plus élevée autour de la date d'événement qu'en période excluant toute diffusion d'informations substantielles (Beaver, 1968). Ainsi, si l'événement a un contenu informatif, la variance des termes d'erreur du modèle de marché de chaque jour de la fenêtre d'événement [-10 ; +10] devait être significativement plus élevé que la variance des résidus estimés en série

temporelle sur la période d'estimation. Nous utilisons successivement un test paramétrique et un test non paramétrique.

3.4.1. Le test paramétrique de Patell (1976)

➤ Le principe du test

Le test de Patell (1976) repose sur les *résidus standardisés* et retient un autre estimateur de l'écart-type de la rentabilité anormale moyenne, RS_{it} . Ce test tient compte de l'hétéroscédasticité des termes résiduels entre les titres. En effet, la variabilité dans le temps diffère d'un titre à un autre, c'est-à-dire, que la variance d'un titre i est distincte de celle d'un titre j . La période d'estimation est différente d'un titre à l'autre donc la variance des rentabilités anormales est estimée en réalité sur des périodes différentes. Ces rentabilités anormales non indépendantes entre les titres surviennent en particulier lorsque les événements se superposent ou se chevauchent dans le temps. Ce test élimine cet effet en standardisant les résidus par leurs écarts type $\sigma[\varepsilon_{it}]$. Ainsi, à chaque instant t de la période d'événement, correspond un résidu standardisé RS_{it} qui est égal au résidu anormal ε_{it} divisé par son écart type estimé $\sigma[\varepsilon_{it}]$:

$$RS_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma[\varepsilon_{it}]} \approx N(0,1) \quad (2)$$

L'estimation de cet écart type varie selon la norme adoptée. Ainsi, l'écart type des rentabilités anormales est égal à :

$$\sigma_{it} = \sqrt{\sigma_i^2 \left[1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{a=1}^T (R_{ma} - \bar{R}_m)^2} \right]} \quad (3)$$

avec pour chaque titre i pour chaque jour t :

- σ_{it}^2 : la variance empirique des résidus titre i calculée sur la période d'estimation
[-111 ;-11]

$$\sigma_{it}^2 = \sigma_i^2 \left(1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - \overline{R_m})^2}{\sum_{a=1}^T (R_{ma} - \overline{R_m})^2} \right) \quad (4)$$

- T : le nombre des observations comprises dans la période d'estimation pour estimer les paramètres du *modèle de marché* [-111 ; -11];
- R_{mt} : la rentabilité de l'indice de marché SBF 250 chaque jour t de la *fenêtre d'événement* [-10 ; +10];
- R_{ma} : la rentabilité de l'indice de marché calculée pendant la *période d'estimation* [-111 ; -11];
- $\overline{R_m}$: la rentabilité moyenne du marché calculée pendant la *période d'estimation* [-111 ; -11].

➤ La statistique de Pattel

Pour tester la réaction globale du marché, Patell (1976) centre et réduit le rapport relatif à l'ensemble des firmes U_{it} en coupe instantanée qui est noté par Z_{U_t} dont la distribution moyenne est égale à 1 et de variance égale à $\frac{2(T-3)}{T-6}$. L'hypothèse nulle est qu'il n'y a pas d'accroissement de la variance des résidus lors de l'événement.

$$Z_{U_t} = \sum_{i=1}^n \left(U_{it} * \frac{T-4}{T-2} - 1 \right) / \sqrt{n \cdot \frac{2(T-3)}{T-6}} \approx N(0,1) \quad (5)$$

avec : $U_{it} = RS_{it}^2 = \frac{\varepsilon_{it}^2}{\sigma^2[\varepsilon_{it}]}$

3.4.2. Le test non paramétrique de Wilcoxon

➤ Le principe du test de Wilcoxon

Les tests non paramétriques sont généralement utilisés dans le cas où la distribution d'une série s'écarterait de la loi Normale. Brown et Warner (1985) ont montré que les rentabilités anormales se départissaient de la normalité. Ces tests n'utilisent pas une hypothèse *a priori* sur la distribution de probabilité des taux de rentabilités. Nous avons utilisé le test de

Wilcoxon qui se base sur le calcul des rangs et du signe de chaque résidu pour vérifier si le rang moyen des ratios μ_i , supérieurs à l'unité est beaucoup plus important que celui des ratios inférieurs à l'unité et suppose une distribution symétrique des rentabilités anormales moyennes. Ce test est utilisé pour éviter le problème où la distribution de la série s'écarterait de la loi Normale. Sous l'hypothèse nulle, la statistique Z suit une loi normale centrée réduite.

➤ **La statistique de Wilcoxon**

$$Z_{w_t} = \frac{w_n^+ - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{1}{24} \cdot n(n+1)(2n+1)}} \approx N(0,1) \quad (7)$$

où : $w_n^+ = \sum_{i=1}^n K_{it} \cdot 1_R^+$

avec: K_{it} : le rang de U_{it} à la date (t) ;

1_R^+ : prend la valeur de 1 si $U_{it} > 1$, 0 autrement (si $U_{it} < 1$)

n : le rang qu'occupe la valeur la plus grande des U_{it} .

Quand H_0 est vraie la statistique Z_{w_t} est asymptotiquement normale avec une moyenne égale à zéro et une variance égale à 1. On rejettera H_0 si $Z_{w_t} \geq z(\alpha)$ et donc on acceptera H_0 si $Z_{w_t} < z(\alpha)$.

Ainsi, si en moyenne $U_{it} < 1$, alors $w_n^+ = 0$, donc le numérateur de la statistique est négatif et, par conséquence, la statistique Z_{w_t} est négative. Une valeur négative du test significative aux seuils de 1% ou de 5% confirmerait une volatilité des résidus significativement plus faible qu'en période hors-événements.

Toutefois, pour s'affranchir de cette hypothèse de la symétrie des distributions, Corrado (1989) propose une adaptation du test sur les rangs qui donne sous certaines conditions de meilleurs résultats en données quotidiennes (Cowan, 1992) mais reste toutefois plus sensible à un rallongement de la période d'événement et à un accroissement de la variance des rentabilités (Dumontier et Martinez, 2001).

4.L'incidence des changements de méthodes comptables sur les cours boursiers

Nous allons procéder à un inventaire des changements de méthodes avant de montrer la réaction des rentabilités anormales à la date de leur divulgation et l'intensité de leurs relations *via* les résultats des modèles univariés et multivariés.

4.1.L'inventaire des changements de méthodes comptables

Le tableau 2 montre que sur la période 1997 – 2001 relative aux exercices 1996 – 2000, 159 changements de méthodes ont été détectés opérés par les 120 entreprises de notre échantillon qui se répartissent comme suit : 18, 23, 29, 39 et 50 respectivement en 1997, 1998, 1999, 2000 et 2001. Ces statistiques concernent aussi bien que les changements obligatoires² que volontaires, les changements affectant le résultat, le cash-flow ou les capitaux propres. En tenant compte de l'exercice 1995 qui n'est pas inclus dans l'étude statistique, 169 changements ont été repérés. 133 sont des changements volontaires [i.e., opportunistes] et 37 sont des changements volontaires correspondant à l'adoption du règlement CRC 99-02 (31 en 2000, 6 par anticipation en 1999).

Ainsi, les changements de méthodes *stricto sensu* représentent 159 changements sur les exercices 1996 à 2000, en moyenne plus de 2.15 changements/an pour 75 firmes, sans compter l'exercice 1995 que nous n'avons pas étudié mais au cours duquel 10 changements ont été relevés. Ces changements ne représentent donc pas des cas isolés et marginaux comme certains pourraient le penser mais constituent bels et bien un moyen arbitraire efficace d'influer sur la politique financière et la présentation des états financiers des groupes cotés. Tous les changements obligatoires résultent de la mise en application du règlement 99-02 et 31 se sont produits lors de l'exercice 2000 et 6 ont été appliqués par anticipation en 1999. 27 firmes représentent 57% des changements sur la période 1996-2001.

Certaines entreprises abusent de cette prérogative en manipulant les résultats de manière fréquente. En 2001, sur 50 changements, 31 sont obligatoires 19 sont volontaires. En 2000, sur 39 changements, 33 sont volontaires. Tous les autres changements de 1996 à 1999 sont volontaires³. Les changements volontaires représentent 78 % des changements totaux, qu'ils affectent le résultat net, le cash-flow et/ou la situation nette. Tous ces changements de méthodes sont statistiquement significatifs au seuil $\alpha = 1\%$.

Généralement, les différents changements de méthodes que nous avons analysés impactent le résultat net seul, le résultat net et le cash-flow, le résultat net et les capitaux propres ou plusieurs de ces variantes. Les changements affectent généralement le résultat net et le cash-flow car, excepté les changements concernant les écarts d'acquisition, les changements standards modifient des charges ou produits d'exploitation, financiers ou exceptionnels qui modifient le cash-flow au travers de la charge ou de l'économie d'impôt sur les bénéfices supportée. Ce poste du compte de résultat altéré auquel est rajoutée la charge (produit) d'impôt permet de déterminer l'impact du changement sur le résultat net comptable consolidé. Le tableau 3 montre l'impact des divers changements composés d'une multitude de changements singuliers pour une firme donnée. Ils peuvent n'affecter que le résultat, le résultat, le cash-flow et les capitaux propres.

² Bien que les postes concernés soient anticipés, il se produit nécessairement une surprise lors de la publication des états financiers quant au montant du changement sur lequel pèse une incertitude.

³ Ne sont pas comptabilisés 12 changements de présentation qui n'affectent pas le résultat net, le cash-flow ou les états financiers mais résultent de transferts de postes entre le cycle d'exploitation, le cycle financier et l'exceptionnel comme la comptabilisation de la participation en 'charges de personnel' au lieu d'être présenté sur l'avant dernière ligne du compte de résultat aux côtés de l'amortissement des survaleurs.

Tableau 2 : Nombre de changements de méthodes comptables et fréquence

Phénomène de récurrence dans les Changements de Méthodes Comptables sur 1997-2001 (hors exercice 1996)											
Firmes	Fréquence		Firmes	Fréquence		Firmes	Fréquence		Firmes	Fréquence	
	n	%		n	%		n	%		n	%
Accor	1	0,63%	Ciments Francais	2	1,26%	Guyenne & Gascogne	2	1,26%	Plastic Omnium	2	1,26%
Aérospatiale	1	0,63%	Club Mediterranee*	3	1,89%	Havas advertising	2	1,26%	Prosodie	2	1,26%
Alcatel**	4	2,52%	Dassault Aviation	2	1,26%	Hermes International	2	1,26%	Publicis Groupe SA*	3	1,89%
Alstom	1	0,63%	Dassault Systemes	1	0,63%	Hyparlot	2	1,26%	Rallye**	4	2,52%
Altran Technologies	1	0,63%	Eads	1	0,63%	Imerys**	4	2,52%	Saint Gobain	2	1,26%
Assystem*	3	1,89%	Egide	1	0,63%	Lagardere	2	1,26%	Sanofi Synthelabo	2	1,26%
Béghin-Say*	3	1,89%	Elior	1	0,63%	Ldc**	4	2,52%	Séché Environnement*	3	1,89%
Beneteau	2	1,26%	Eramet	2	1,26%	Legris Industries	2	1,26%	Skis Rossignol	2	1,26%
Bic**	4	2,52%	Essilor Intl*	3	1,89%	M6 Metropole Television	1	0,63%	Soitec	1	0,63%
Boiron	1	0,63%	Esso (Francaise)	2	1,26%	Metaleurop*	3	1,89%	Suez*	3	1,89%
Bolloré***	5	3,14%	Eurotunnel*	3	1,89%	Michelin	1	0,63%	Technip Coflexip	1	0,63%
Bongrain	2	1,26%	Exel Industries	1	0,63%	Montupet Sa	2	1,26%	Television Francaise 1	2	1,26%
Bull	-	-	France Telecom*	3	1,89%	NRJ Group	1	0,63%	Total Fina Elf	2	1,26%
Business Objects	1	0,63%	Fromageries Bel	2	1,26%	Oreal (L')	1	0,63%	Usinor***	5	3,14%
Canal +**	4	2,52%	Genset	2	1,26%	Pechiney**	4	2,52%	Valeo	2	1,26%
Carrefour	1	0,63%	Gfi Industries	2	1,26%	Penauille Polyservice	2	1,26%	Vallourec	1	0,63%
Casino Guichard P.*	3	1,89%	GL Trade	1	0,63%	Peugeot S.A.	2	1,26%	Vivendi Universal	2	1,26%
						Pinault Printemps					
Cff Recycling	1	0,63%	Grandvision**	4	2,52%	Redoute	2	1,26%	Walter	2	1,26%
Chargeurs*	3	1,89%	Groupe Gascogne	1	0,63%	Pinguely Haulotte	1	0,63%			
19	41		19	37		19	40		18	41	
Total									74	159	100,00%

Sur 506 dates de publication des états financiers au *B.A.L.O.*, les 159 changements de méthodes comptables représentent 31,42% des 506 publications

Sont comptabilisées comme 1 observation de changement de méthode les firmes qui changent une ou plusieurs méthodes comptables lors de l'exercice

En moyenne, chacune des 75 firmes manipulatrice change 2,15 fois de méthodes comptables sur la période 1996-2001, soit en moyenne 0,43 changement/année/firme

61,66 des firmes procèdent à 100% des changements de méthodes comptables

Chaque année, sur 5 exercices, *** 2 société change 5 fois, ** 8 sociétés 4 fois, * 12 sociétés 3 fois. Le changement s'analyse d'un exercice sur l'autre.

Sur 120 firmes, 2 firmes (1,67%) représentent 6,13% des changements de méthodes. Sur 74 firmes, 2 firmes (2,7%) représentent 6,13% des changements de méthodes.

Sur 120 firmes, 10 firmes (8,33%) représentent 26,42% des changements de méthodes. Sur 74 firmes, 10 firmes (24%) représentent 26,42% des changements de méthodes.

Sur 120 firmes, 22 firmes (18,33%) représentent 49,06% des changements de méthodes. Sur 74 firmes, 24 firmes (29,7%) représentent 49,06% des changements de méthodes.

Tableau 3 : Impact des changements de méthodes sur le Résultat, cash-flow ou capitaux propres

Statistiques descriptives des changements de méthodes comptables affectant les états financiers		Impact des changements de méthodes comptables ¹ sur chaque poste ²				
	n	Moyenne	Médiane	Ecart type	Maximum	Minimum
Résultat Net	Changement sur GW	17	1,2536	0,0843	0,7300	2,9910
	Changements autres que GW	84	3,2964	0,0582	26,2718	243,4375
	Total	100³	2,8343	0,0611	24,1278	243,4375
Cash flow⁴	M.B.A.⁵	84	0,2173	0,0124	1,2979	11,4735
	CF Opérationnel⁶	69	0,3997	0,0571	1,5396	12,4670
Capitaux Propres consolidés		98	0,1396	0,0119	0,6015	5,5134

¹ L'exercice fiscal 1995 est inclus. Les changements de 1995 sont écartés en suite de l'étude économétrique développée dans la phase empirique.

² Sont pris en compte la valeur absolue des changements de méthodes pour estimer l'ampleur du changement sur le poste en ignorant son signe.

³ Les changements sont rapportés à la valeur absolue des RN, CF et CP pour éviter que les signes +/- se compensent empêchant une observation significative

⁴ 3 changements sont décomposés en changements impactant le RN *via* le GW et un autre poste et comptent pour 6.

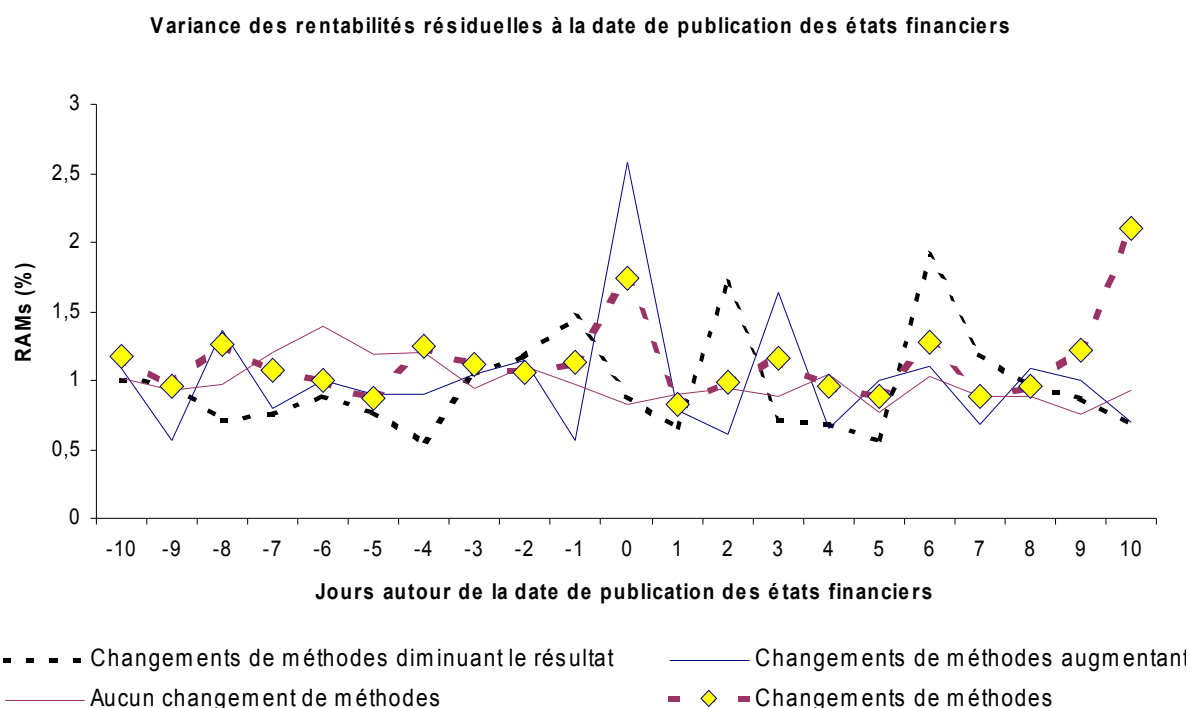
⁵ L'impact sur les CF est mesuré à partir de l'effet fiscal, comme étant la charge d'impôt sur les bénéfices (I.S.), des changements opérés sur le RN (hors effets des GW). Le taux d'I.S. théorique retenu est de 33^{1/3} %.

⁶ M.B.A. est la marge brute d'autofinancement consolidée. MBA = RN + DAP - RAP (produits encaissables et charges décaissables)

⁷ Flux de trésorerie opérationnel = flux de trésorerie d'exploitation + flux sur opérations d'investissements + flux de trésorerie financier

3.2. L'impact des changements de méthodes sur les rentabilités boursières

Graphique 1 : Evolution de la variance des rentabilités anormales lors de la publication des comptes



Le graphique 1 indique que la publication des états financiers des entreprises qui ne procèdent à aucun changement de méthode comptable ne provoque aucune réaction significative des cours. La valeur du test de Pattel présentée dans le tableau 4 montre qu'en général, la publication des comptes au BALO n'a aucun effet notable sur le comportement des investisseurs. Cela peut signifier qu'il n'accorde pas d'importance aux informations contenues dans les états financiers au-delà du seul résultat et de la situation financière. Sinon, les informations peuvent être utiles mais elles sont déjà anticipées et intégrées dans les cours où ne sont pas suffisamment importantes pour faire varier significativement les cours. Ainsi, les changements de méthodes comptables s'apparentant à des manipulations d'opportunité de la part des dirigeants qui mentionnés dans les rapports financiers font réagir de manière significative les rentabilités boursières. En effet, le jour de publication des états financiers, la divulgation des changements est associée à une augmentation de la rentabilité résiduelle +1.88% statistiquement significative au seuil de 1%** ($Z_{\text{pt}} [0] = +6.08^{**}$). Les changements baissiers n'entraînent aucun surplus de volatilité des cours. En revanche, les changements de méthodes manipulant le résultat net à la hausse est associée à une augmentation de la rentabilité résiduelle +1.668% statistiquement significative au seuil de 1%** ($Z_{\text{pt}} [0] = +8.40^{**}$). Nos résultats sont en contradiction avec ceux de Dumontier et Elleuch (2002) qui observent que seule la gestion des *accruals* visant à réduire le résultat actuel fait réagir le marché.

Tableau 4 : Résultats des tests paramétrique et non paramétrique relatifs à la volatilité des rentabilités anormales

Tests Paramétriques et non Paramétriques des Rentabilités Anormales Moyennes (RAMs) lors de Changements de Méthodes Comptables publiés au <i>B.A.L.O.</i>															
Jour(s)	Echantillon total (<i>n</i> = 506)			Changements de Méthodes Comptables (<i>n</i> = 156)			Aucun Changement de Méthodes Comptables (<i>n</i> = 343)			Changements de Méthodes Comptables augmentant le Résultat Net (<i>n</i> = 61)			Changements de Méthodes Comptables diminuant le Résultat Net (<i>n</i> = 40)		
	{RAMs}	$Z_W[Vt]$	$Z(U_{it})$	{RAMs}	$Z_W[Vt]$	$Z(U_{it})$	{RAMs}	$Z_W[Vt]$	$Z(U_{it})$	RAMs	$Z_W[Vt]$	$Z(U_{it})$	RAMs	$Z_W[Vt]$	$Z(U_{it})$
[-10,+10]															
-10	0,01907	-1,59	0,59	0,01938	-0,16	1,31	0,01909	-1,43	-0,01	0,01872	-1,06	0,32	0,01911	-1,16	-0,10
-9	0,01713	(-3,09)**	-0,82	0,01717	-0,27	-0,55	0,01749	(-2,55)*	-1,25	0,01317	(-2,81)**	(-2,45)*	0,02053	-0,34	-0,14
-8	0,01878	-0,92	0,83	0,01975	0,01	2,05*	0,01878	-1,30	-0,67	0,01766	-0,09	1,84	0,01993	-0,34	-1,36
-7	0,01996	0,72	2,36*	0,01887	0,04	0,40	0,02041	0,31	2,38*	0,01649	-0,73	-1,17	0,02140	-0,74	-1,16
-6	0,02083	1,56	4,35**	0,01925	0,04	-0,18	0,02159	1,72	4,76**	0,01821	0,81	-0,12	0,01939	-0,74	-0,59
-5	0,01777	(-2,16)*	0,95	0,01671	-0,35	-1,23	0,01857	-1,30	2,12*	0,01428	(-2,09)*	-0,68	0,01672	-1,16	-1,08
-4	0,01876	-1,14	2,95*	0,01936	-0,17	1,90	0,01891	-1,02	2,21*	0,01737	-1,40	-0,66	0,01701	-1,16	(-1,97)*
-3	0,01733	(-2,27)*	-0,83	0,01725	-0,13	0,77	0,01771	(-2,13)*	-0,91	0,01514	-1,06	0,16	0,01705	(-2,03)*	0,11
-2	0,01843	(-3,32)**	0,72	0,01785	-0,17	0,35	0,01871	(-3,27)**	1,04	0,01655	-1,74	0,64	0,01851	-0,74	0,66
-1	0,01817	(-2,74)**	0,61	0,01988	-0,24	0,97	0,01831	(-2,55)*	-0,69	0,01423	(-2,45)*	(-2,44)*	0,02583	0,43	1,85
0	0,01856	-1,71	1,73	0,01887	-0,17	6,08**	0,01836	-1,85	(-2,48)*	0,01668	(-2,09)*	8,40**	0,01947	0,79	-0,59
1	0,01735	(-2,04)*	(-2,18)*	0,01713	-0,20	-1,68	0,01817	-1,71	-1,45	0,01540	-1,06	-1,29	0,01726	-1,16	-1,61
2	0,01688	(-4,51)**	-0,96	0,01667	-0,53	-0,26	0,01718	(-3,27)**	-1,01	0,01400	(-3,57)**	(-2,21)*	0,02140	-0,34	2,97**
3	0,01757	-1,93	-0,29	0,01746	-0,42	1,16	0,01783	-1,02	-1,74	0,01922	(-2,45)*	3,34**	0,01544	-1,59	-1,33
4	0,01728	(-2,39)*	-0,11	0,01619	-0,38	-0,59	0,01814	-1,30	0,35	0,01390	(-2,81)**	-1,95	0,01687	0,05	-1,47
5	0,01612	(-5,12)**	(-3,41)**	0,01556	-0,38	-1,19	0,01659	(-4,60)**	(-3,16)**	0,01593	(-2,09)*	-0,14	0,01593	-0,74	(-1,99)*
6	0,01768	(-2,04)*	1,20	0,01736	-0,27	2,16*	0,01810	-1,30	0,15	0,01543	(-2,81)**	0,41	0,02034	-0,74	3,80**
7	0,01705	-3,44	(-2,43)*	0,01646	-0,46	-1,17	0,01747	(-2,27)*	-1,76	0,01541	(-2,45)*	-1,79	0,01889	-1,59	0,75
8	0,01709	-1,59	-1,76	0,01765	-0,06	-0,53	0,01697	-1,57	-1,65	0,01808	0,21	0,37	0,01947	0,05	-0,27
9	0,01596	(-5,98)**	(-1,93)*	0,01697	-0,57	1,69	0,01592	(-5,20)**	(-3,46)**	0,01542	-1,40	-0,13	0,01661	(-2,49)*	-0,63
10	0,01767	(-2,74)**	4,18**	0,01824	-0,17	9,24**	0,01754	(-2,55)*	-1,26	0,01433	-1,40	-1,72	0,01706	-0,34	-1,46

* la valeur des tests est significative au seuil de 5%

** la valeur des tests est significative au seuil de 1%

Les {RAMs} sont les RAMs exprimées en *Valeur Absolue* mais les tests statistiques présentés qui leur sont associés sont estimés sur la *Valeur Arithmétique* des RAMs

Les statistiques $Z(U_{it})$ de Pattel sont des tests paramétriques et les statistiques Z_W de Wilcoxon sont des tests non paramétriques

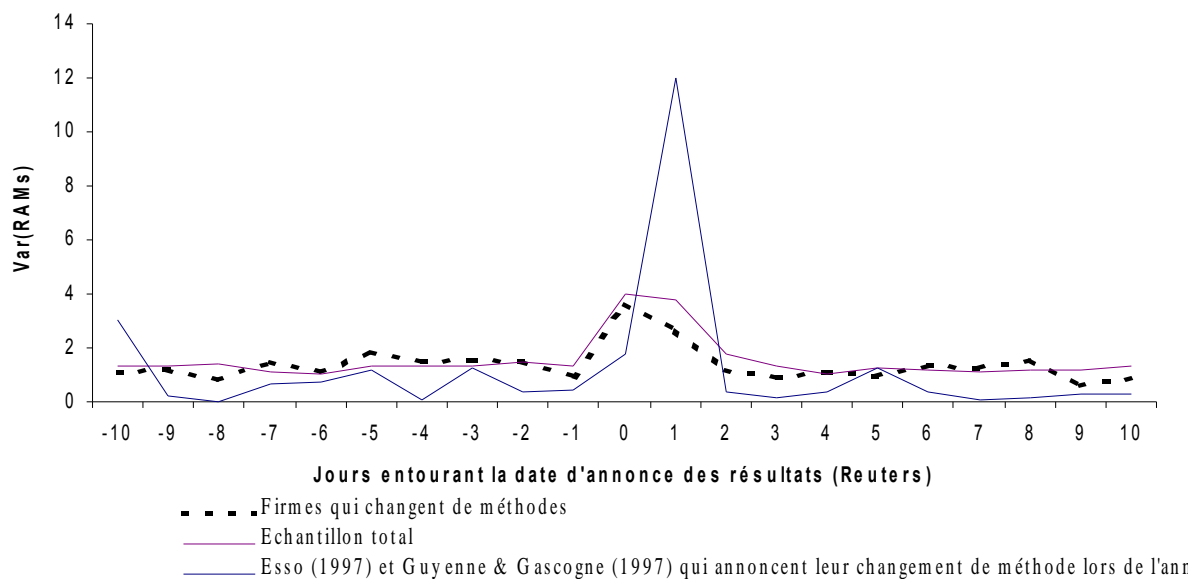
La statistique $Z_W[Vt]$ de Wilcoxon est appliqué au ratio des variances des résidus.

$Z(U_{it})$ est le test de Pattel (1976) appliqué aux ratio U_{it} de la 'variance des résidus standardisée' par leur écart-type estimé en série temporelle (time series analysis)

* 159 changements stricto sensu ont été relevés, 156 testés.

Pour les changements de méthodes annoncés à la date d'annonce des résultats, une augmentation très fortement significative est observée pour les deux changements repérés (Esso et Guyenne en 1997). La variance est multipliée par 12 le jour d'annonce du communiqué de presse qui indique le résultat de l'exercice mais aussi le changement. Pour l'ensemble de l'échantillon la variation de la volatilité des rentabilités anormales est fortement significative ($Z_{\text{ut}} = +44.05$ avec une variance multipliée par 4). Ainsi, les changements de méthodes ont un contenu informatif et utilité pour les investisseurs qui leur permet de corriger leur estimation de la firme [Cf. graphique 2].

Graphique 2 : Evolution de la variance des rentabilités anormales lors de l'annonce des résultats annuels (Esso 1997 et Guyenne et Gascogne 1997 divulguent leur changement de méthode)



4.2. Analyse univariée et multivariée

Les modèles de régression univarié et multivarié vont permettre de mesurer l'intensité des liens entre les *rentabilités anormales cumulées* (RAC) et le changement de méthode impactant le résultat net.

4.2.1. Présentation des modèles

Le modèle (9) permet de régresser par la méthode des MCO les rentabilités anormales cumulées (RAC) autour de la date de publication des états financiers (*BALO*) sur les changements de méthodes impactant le résultat net (CMC). Ceux-ci sont estimés en rapportant leur montant sur le *résultat net part du groupe* publié (RNPG). Le modèle multivarié (10) tient compte en sus des changements ayant une incidence sur les capitaux propres déflatés par le montant des capitaux propres à la clôture.

$$RAC_{it}[-n;+m] = \alpha_0 + \beta_1[CMC_{it}/RNPG_{it}] + v_i \quad (8)$$

$$RAC_{it}[-n;+m] = \alpha_0 + \beta_1[CMC_{it}/RNPG_{it}] + \delta_2[CMC_{it}/CP_{it}] + v_i \quad (9)$$

Nous faisons varier la fenêtre $[-n;+m]$ à l'intérieur de la période d'événement estimée $[-10;+10]$ pour étudier l'évolution de la réaction des investisseurs.

4.2.2. Résultats statistiques du modèle univarié

Tableau 5 : Résultats du modèle univarié (8)

Régressions Simples (MCO)			
	Variables indépendantes		R^2 ajusté
Modèle	Constante	CMC_RNPG	Prob [F-value]
Signe anticipé			
Variable dépendante $CAR3_{BALO}[-1;$			
$k]$	(?)	(-)	
Coefficient ($n = 93$) ^a	-0.001225	1.24E-07	1.93%
Prob [p -value]	(0.7712)	(0.0970)*	(0.097046)*
Variable dépendante $CAR4_{BALO}[-1;$			
$k]$	(?)	(-)	
Coefficient ($n = 93$)	-0.001573	1.12E-06	3.82%
Prob [p -value]	(0.7263)	(0.0335)**	(0.033524)**
Variable dépendante $CAR5_{BALO}[-1;$			
$k]$			
Coefficient ($n = 93$)	0.004464	1.11E-06	2.57%
Prob [p -value]	(0.3915)	(0.0674)*	(0.067409)*

*** significatif au seuil de 0.01 ** significatif au seuil de 0.05 * significatif au seuil de 0.10

Le tableau 5 montre que le modèle de régression (9) fait apparaître une relation positive et statistiquement significative entre les changements de méthodes ayant une incidence sur le résultat net et la rentabilité anormale cumulée sur 3 jours $[-1;+1]$, 4 jours $[-1;+2]$ et 45 jours $[-2;+2]$. Ainsi, un changement qui augmente le résultat provoque la survenance d'une rentabilité anormale positive et réciproquement. Ainsi, soit à court-terme, les investisseurs sont dupés par les changements de méthodes conformément à la *fixation fonctionnelle et ne s'intéressent pas aux modalités de formation des bénéfices*, soit, ils considèrent les changements comme un *signal* des perspectives d'avenir de l'entreprise.

4.2.3. Résultats statistiques du modèle multivarié (9)

Régressions Simples (MCO)

Modèle	Variables indépendantes			R^2 ajusté
	Constante	CMC_RNPG	CMC_CP	Prob [F-value]
Variable dépendante CAR4 _{BALO} [-; k]				
Signe anticipé	(?)	(-)	(?)	
Coefficient ($n = 51$)	-0.001395	1.42E-06	-2.27E-11	6.82%
Prob [p -value]	(0.8286)	(0.0219)**	(0.9610)	(0.068774)*
Variable dépendante CAR5 _{BALO} [-; k]				
Coefficient ($n = 51$)	0.007441	1.55E-06	2.23E-10	5.85%
Prob [p -value]	(0.3185)	(0.0294)**	(0.6769)	(0.088314)*

*** significatif au seuil de 0.01 ** significatif au seuil de 0.05 * significatif au seuil de 0.10

Le tableau 6 confirme les résultats du tableau 5. Le modèle (10) fait apparaître que seuls les changements influençant le résultat sont pris en compte par les investisseurs à la date de publication du bilan. Une relation positive est de nouveau observée. Les R^2 ajustés sont inférieurs à 7% et la valeur du test F est significative au seuil de 5% (i.e., prob. Critique < 0.05). Les changements impactant la situation nette n'ont en revanche aucune influence sur la réaction du marché, celui-ci étant focalisé sur le résultat déclaré.

Conclusion

Notre article visait à mesurer l'impact des changements de méthodes comptables sur les décisions des investisseurs. Il ressort de notre recherche que [1] les changements de méthodes (hausseurs notamment) entraînent une réaction significative des rentabilités anormales à la date de publication des états financiers au *BALO*. Une réaction significative de la variance des résidus est aussi observée lorsque la divulgation du changement intervient à la date d'annonce des résultats annuels (Reuters). [2]. Une relation positive, statistiquement significative, est observée entre les changements de méthodes ayant une incidence sur le résultat net et la réaction du marché autour de sa date de publication. Nos résultats valident l'hypothèse informative des manipulations comptables : les investisseurs ont conscience des changements mais ils semblent toutefois leurrés à court-terme par les effets artificiels du changement de procédure sur les bénéfices reportés. Nos conclusions valident la *fixation fonctionnelle* et remettent en cause la rationalité des agents [i.e., investisseurs naïfs] lorsqu'ils prennent connaissance des méthodes comptables. De surcroît, les changements modifiant les capitaux propres n'ont aucune incidence sur les rendements boursiers.

¹ Conformément au principe de « permanence des méthodes », les changements comptables créent une rupture et constituent la principale information non anticipée accompagnant la publication des états financiers consolidés.

² Ces études mesurent les « rentabilités » mais indifféremment les termes « rendements » et « rentabilités » sont employés. Le terme « rentabilités anormales » est le plus juste dans ces études.

³ Elle est aussi appelée l'« hypothèse monopolistique ».

⁴ Dans 3 cas, les changements ont été exposés dès la date d'annonce des résultats annuels.

⁵ ELLEUCH (S.), «Le comportement des investisseurs et des analystes financiers lors de l'annonce des informations comptables. Etude de quatre événements publiés sur le marché financier français», *Actes du XXIIème congrès de l'Association Française de Comptabilité*, Metz, Mai 2002, p. 1 - 27.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ARCHIBALD T. (1972), "Stock market reaction to the depreciation switch-back", *The Accounting Review*, 47, pp. 22 : 30.

BALL R. (1972), « Changes in Accounting Techniques and Stock Prices », *Empirical Research in Accounting : Selected Studies 1972*, supplement to Vol. 10 of *Journal of Accounting Research* (1972), pp. 1 : 38.

BALL R. and BROWN R. (1967), "Some Preliminary Findings of the Association between the Earnings of a Firm, Its Industry and the Economy", *Journal of Accounting Research*, supplement 1967, pp. 55-77.

BALL R. and BROWN R. (1968), "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers", *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, n° 2.

BALL R. and WATTS R. (1972), "Some Time Properties of Accounting Income", *Journal of Finance*, juin, pp. 663-681.

BALSAM S., HAW I-M., and LILIEN S. (1995), "Mandated Accounting Changes and Managerial Discretion", *Journal of Accounting and Economics*, 20, pp. 3 : 29.

BAMBER L., CHRISTENSEN T. and GAVER K. (2000), "Do we really 'know' what we think we know? A case study of seminal research and its subsequent overgeneralization", *Accounting, Organizations and Society*, Volume n° 5, n° 2, February, pp. 103-129.

BARNES R. and SERVAES H. (2002), "The Stock Market Response to Changes in Business Combinations Accounting", *Working Paper*, London Business School, 30 p.

BARRON O., BYARD D. and KIM O. (2000), "Changes in Analyst Consensus and the Role of Analyst's Forecasts", *American Accounting Association (AAA)*, Annual Meeting 2000.

BASU S. (1983), «Earning's Yield and the Size Effect», *Journal of Financial Economics*, June, 12 – 1983.

BEAVER W.H. (1968), "The Information Content of Annual Earning Announcements", *Journal of Accounting Research*, supplément 1968, Vol. 6, pp. 67-92.

BEAVER W.H. (1998), *Financial Reporting : An Accounting Revolution*, Prentice Hall, Third Edition, 175 pp.

BENOS A. and ROCKINGER M. (2000), «Market Response to Earnings Announcements and Interim Reports : An Analysis of SBF 120 Companies», *Annales d'Economie et de Statistique*, N° 60, pp. 151 - 175.

BENSTON G.J. (1967), "Published Corporate Accounting Data and Stock Prices", *Empirical Research in Accounting : Selected Studies*, Supplement to Vol. 5, *Journal of Accounting Research*, pp. 1-54.

- BERRY M.A., GALLINGER G.W., and HENDERSON G.V., (1990), "Using Daily Stock Returns in Event Studies and the Choice of Parametric Versus Non-Parametric Test Statistics", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 29, N° 1, pp. 70-86.
- BRENNAN M. (1991), "A Perspective on Accounting and Stock Prices", *The Accounting Review*, Vol. 66, n° 1, January, p. 67 - 79.
- BIDDLE G. and LINDHAL F. (1982), "Stock Price Reactions to LIFO Adoptions: The Association Between Excess Returns and LIFO Tax Savings", *Journal of Accounting Research* 20 (Autumn 1982, Part II), pp. 551 : 588.
- BISHOP M. and ECCHER E. (2000), "Do markets Remember Accounting Changes? An examination of subsequent years", *Working paper*, University of Pennsylvania and Massachusetts Institute of Technology, 40 p.
- BROWN S.J. and WARNER J.B., (1985), «Using Daily Stock Returns : The Case of Event Studies», *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 3-31.
- CHEUNG D. and SAMI H. (2000), "Price and trading volume reaction : the case of Hong Kong companies' earnings announcements", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 9, n° 1, pp. 19-42.
- DEGEORGE F., PATTEL J., and ZECKHAUSER R. (1999), « Earnings management to exceed thresholds », *Journal of Business*, 72 (1), pp. 1 : 33.
- DHARAN B. et LEV B. (1993), « The Valuation Consequence of Accounting Change : A Multi-Year Examination », *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 8 (4), Fall, pp. 475 : 494.
- DUMONTIER P. (1994), «Bénéfice comptable et valeur de l'entreprise : une revue de la littérature», ?», *Actes des XIIèmes journées nationales des IAE, Annales du Management* , Montpellier, Tome 1, CREGO, p. 160.
- DUMONTIER P. (1999), «Information comptable et création de valeur ; le cours de bourse ne suffit pas», *Revue Française de Gestion*, n° 122 , novembre.
- DUMONTIER P. (2000), «Marchés efficients et comptabilité», in *Encyclopédie de Comptabilité, Contrôle de Gestion et d'Audit*, sous la direction de B. COLASSE, Economica, Paris, pp. 857-867.
- DUMONTIER P. et RAFFOURNIER B (1999), "Vingt ans de recherche positive en comptabilité financière", *Comptabilité-Contrôle-Audit*, Les vingt ans de l'AFC, mai, pp. 179-197.
- DUMONTIER P. (2003), «Les manipulations comptables et la qualité de l'information communiquée aux investisseurs », *La Revue du Financier*, 139, pp. 66 : 73.
- DUMONTIER P. and ELLEUCH S. (2002), « How does the French stock market react to discretionary accruals », 25th *Annual Congress of the European Accounting Association*, Copenhagen Business School, Denmark, p. 1 –20.
- DUMONTIER P. et MARTINEZ I. (2001), « Les études d'événements en comptabilité financière », in *Faire de la recherche en comptabilité financière*, coordonné par Pascal DUMONTIER et Robert TELLER, Vuibert, FNEGE, pp. 103 : 115.
- EILIFSEN A., KNIVSFLA K. and SAETTEM F. (2001), "Earnings announcements and the variability of stock returns", *Scandinavian Journal of Management*, Vol. 17, n° 2, june, pp. 187-200.
- ELLEUCH S. (2001), «Le comportement des investisseurs et des analystes financiers lors de l'annonce des informations comptables. Etude de quatre événements publiés sur le marché financier français», *Actes du XXIIème congrès de l'Association Française de Comptabilité*, Metz, Mai, p. 1 - 27.

- ELLEUCH S. (2003), « L'Impact des Informations Comptables sur les Rendements Boursiers », *Comptabilité-Contrôle-Audit*, Tome 9, vol. 2, novembre, p. 137-150.
- FIRTH M. (1981), "The Relative Information Content of the Release of Financial Results Data by Firms", *Journal of Accounting Research*, Vol. 19, n° 2, Autumn, pp. 521-529.
- GAJEWSKI J.F. (1997), "The induced effects of earnings announcements on asymmetric information", *Actes de l'AFFI*, March, pp. 1-26.
- GAJEWSKI J.F. et QUERE B. (2001), "The information content of earnings and turnover announcements in France", *The European Accounting Review*, Vol. 10, pp. 679 – 704.
- GAJEWSKI J.F. (1999), "Earnings Announcements, asymmetric information, trades and quotes", *European Financial Management*, Vol. 5, n°3, pp. 411-423.
- GAJEWSKI J.F. (2000), *Frictions et Asymétrie d'Information sur les Marchés d'Actions*, Collection Recherche en Gestion, Economica, Paris, 165 pp.
- GILLET (P.), *L'Efficiency des Marchés Financiers*, Techniques de Gestion, Ed. Economica, Paris, 1999, 215 pp.
- GRANT E.B. (1980), «Market Implications of Differential Amounts of Interim Information», *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, N° 1, Spring.
- JENNINGS R., ROBINSON J., THOMPSON R. and DUVAL L. (1996), "The Relation Between Accounting Goodwill Numbers and Equity Values", *Journal of Business, Finance and Accounting*, n° 23, June, pp. 513-533.
- KAPLAN R. and ROLL R. (1972), "Investor Evaluation of Accounting Information : Some Empirical Evidence", *The Journal of Business*, Chicago, April.
- KIGER J. (1972), "An Empirical Investigation of NYSE Volume and Price Reaction to the Announcements of Quarterly Earnings", *Journal of Accounting Research*, n° 1, pp. 113-128.
- KIM O. and VERRECHIA R. (1994), "Market liquidity and volume around earnings announcements", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17 (1/2), pp. 41-67.
- KROSS W. and KIM S.M. (1998), "Differences Between Market Responses to Earnings Announcements in the 1990s vs. 1960s", *American Accounting Association (AAA), Annual Meeting*.
- LANDSMAN W. and MAYDEW E. (2000), "Beaver (1968) Revisited : Has the Information Content of Annual Earnings Announcements Declined in the Past Three Decades ?", *American Accounting Association (AAA), Annual Meeting*.
- LE THANH T. (1992), «Réactions des Investisseurs aux publications des Résultats Sociaux et Consolidés», *Cahier de Recherche n° 9203, CREFIGE, Université Paris IX-Dauphine*, pp. 1-44.
- LIBBY T., MATHIEU R. and ROBB S. (2000), "Spreads, Depths, and the Impact of Earnings Announcements : An Intra-Day Analysis", *American Accounting Association (AAA), Annual Meeting 2000*.
- LIU et THOMAS (2000), "Accounting Earnings and Stock Returns", *Journal of Accounting Research*, spring .

- LOMBARDI Y. (1998), "Information Asymetrie around earnings Announcements", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. n°11, n° 2, September 1998, pp. 165-182.
- MARTIKAINEN M. (1998), "The Information Content of Losses around Earnings Announcements in the Finnish Stock Market", *Applied Economics Letters*, Vol. 5, n° 6, june, pp. 343-346.
- MICHELSON S., JORDAN-WAGNER J, and WOOTTON C. (2000), "The Relationship between the Smoothing of Reported Income and Risk-Adjusted Returns", *Journal of Economics and Finance*, 24 (2), pp. 141 : 159.
- MORSE D. (1981), «Price and Trading Volume Reaction Surrounding Earnings Announcements : A Closer Examination», *Journal of Accounting Research*, Vol. 19, N° 2, Autumn, pp. 374-383.
- NORRIS K. and AYRES F. (2000), "Security Market Reaction to Purchase Business Combinations at the First Earnings Announcement Date", *Journal of Business Research*, Vol. 49, n° 1, July, pp. 79-88.
- OPONG K. (1995), "The Information Content of Interim Financial Reports : UK Evidence", *Journal of Business Finance & Accounting*, march, pp. 269-279.
- PATTEL J. (1976), « Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Prices Behavior : Empirical Tests », *Journal of Accounting Research*, 14, p. 246-276.
- PATTEL J.M. and WOLFSON M.A. (1984), «The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements», *Journal of Financial Economics*, 13 – 1984.
- PRITAMANI M. and SINGA V. (2001), "Return predictability following changes and information releases", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 25, n° 4, pp. 631-656.
- RICKS W. (1982), « The Market's Response to the 1974 LIFO Adoptions », *Journal of Accounting Research* 20 (Autumn 1982, Part I), pp. 367 : 387.
- RIPPINGTON F.A. and TAFFLER R.J., (1995), « The Information Content of Firm Financial Disclosures », *Journal of Business Finance & Accounting*, 22, april, p. 345-362.
- SAINT-SERNIN D. (1995), «Utilité des informations comptables et hypothèse d'efficience des marchés financiers», *Humanisme et Entreprise*, mars, p. 53-70.
- SHABOU R. et BOULILA TAKTAK N. (2002), « Les déterminants de la comptabilité créative : étude empirique dans le contexte des entreprises tunisiennes », *Comptabilité-Contrôle-Audit*, Tome 8, Vol. 1, pp. 5 : 24.
- STOLOWY H. et BRETON G. (2003), « La gestion des données comptables : une revue de la littérature », *Comptabilité-Contrôle-Audit*, Tome 9, Vol. 1, mai, pp. 125 : 152.
- SUBRAMANYAM C. (1997), « Detecting Information Content of Corporate Announcements Using Variance Increases : A Methodological Study », *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, vol. 12, n° 4, p.415-430.
- SUNDER S. (1973), « Relationship Between Accounting Changes and Stock Prices: Problems of Measurement and Some Empirical Evidence », *Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1973*, supplement to Vol. 11 of *Journal of Accounting Research*, pp. 1 : 45.
- SUNDER S. (1975), "Stock Price and Risk Related to Accounting Changes in Inventory Valuation", *Accounting Review*, 50, April, pp. 305 : 315.
- TELLER R. (1996), «Etat de l'art et des thèses», *XIII^è Journées Nationales des IAE*, 16 et 17 avril, p. 1-35.

WATTS R. and ZIMMERMAN J. (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall.